中国社会陌生人之间合作行为的变迁：基于社会困境研究的元分析(1999~2019)*

苑明亮 [1]　伍俊辉 [2, 3]　金淑娴 [4]　林靓 [5]　寇彧 [5]　Paul A. M. Van Lange[6]

([1] 安徽农业大学人文社会科学学院心理学系，合肥 230036) ([2] 中国科学院心理研究所行为科学重点实验室, 北京 100101) ([3] 中国科学院大学心理学系, 北京 100049) ([4] 萨塞克斯大学心理学院，英国 布莱顿 BN19RH) ([5] 北京师范大学发展心理研究院，应用实验心理北京市重点实验室，心理学国家级实验教学示范中心(北京师范大学)，北京 100875) ([6] 阿姆斯特丹自由大学脑与行为研究院实验与应用心理学系，荷兰 阿姆斯特丹 1081BT)

摘 要 陌生人间的合作行为对于解决社会公共问题，应对世界百年未有之大变局意义重大。本研究采用横断历史元分析方法，基于 1999~2019 年间开展的 254 项使用社会困境范式研究我国陌生人间合作行为的数据(共 302 个合作率，29249 名被试，平均年龄：18~28 岁)，探讨了中国社会中合作行为的变迁及一些社会发展指标在其中的解释作用，并比较中美两国的合作行为变迁趋势。结果表明，中国人的合作行为水平随时间而上升，一些社会发展指标(人均国内生产总值、城市化率、高等教育水平、互联网普及率等)可能是其上升的社会变迁基础。中美两国合作行为表现出相似的上升趋势，但中国的在更短时间内有更大上升幅度。研究结果对提振民众信心具有重要意义。

关键词 合作行为，社会资本，社会困境，横断历史元分析，社会变迁

1 引言

合作行为通常指个体为了互动双方的共同利益而愿意付出一定代价的行为(Van Lange & Rand, 2022)，它是一种重要的社会资本。人类应对全球气候变化、传染病大流行，以及构建人类命运共同体都离不开彼此的合作。在一个国家或社会内部，与熟人之

收稿日期：2023-07-25

* 国家自然科学基金面上项目(31971011), 中国科学院青年创新促进会人才项目(2023095), 中国科学院心理研究所科研项目(Y5CX052003), 安徽省高等学校科学研究项目(哲学社会科学) (2022AH050860), 安徽农业大学高层次人才引进项目(rc432201)。

通信作者: 寇彧, E-mail: kouyu@bnu.edu.cn

间的合作行为相比，不受人际关系限制和更能广泛发生的陌生人之间的合作行为有助于人们形成新的社会关系，拓展社交网络，促进社会的广义互惠，以及实现共同的社会目标(Henrich, 2004; Putnam, 2000)，进而提高社会治理效率，促进经济增长，提升公共健康和民众幸福感(Putnam, 2000)，最终提高一个国家或社会对外竞争的整体优势(Francois et al., 2018; Mesoudi, 2009)。

合作行为及其社会规范并非一成不变，而会随着社会生态和文化(如经济发展、城市化、人际信任与个体主义等)的变迁而变化(Boyd & Richerson, 2009; Greenfield, 2016; Richerson et al., 2016; Yuan et al., 2022)。过去几十年来，中国社会经历了巨大的社会变迁，主要表现为经济迅速增长、城市化水平上升、高等教育更为普及、互联网发展迅速，同时人们的居住流动性和社会交往范围扩大，熟人社会不断收缩，陌生人社会不断扩展(陌生人之间的互动与合作比以往变得更加突出和重要)，社会的人际信任下降(辛自强, 2019)，个体主义提升(蔡华俭 等, 2020; Hamamura & Xu, 2015)。那么，中国社会中的合作行为，尤其是陌生人之间的合作行为会随着这些社会变迁如何变化呢？探讨合作行为如何发展与变迁一直是重要的理论问题(Pennisi, 2005; 黄少安, 张苏, 2013)，在中国当前社会中，理解陌生人之间合作行为的变化及其社会变迁基础，对于我们实现有效的社会治理，提升社会凝聚力和竞争力，以及应对世界百年未有之大变局更具有重要的社会实践意义。

为了探讨中国社会中陌生人之间合作水平的变迁，本研究对1999~2019年间开展的254项采用社会困境范式测量我国平均年龄为18~28岁的成年被试与陌生人互动时的合作行为数据进行横断历史元分析(cross-temporal meta-analysis)。社会困境(即个体的短期利益与集体的长期利益有冲突的情境，如囚徒困境和公共物品困境)范式在过去几十年间被常用于研究人们的合作行为(Dawes, 1980; Van Lange et al., 2013)；横断历史元分析可通过比较不同历史时间点的同一年龄组被试在同一测量或研究范式下的数据，探讨特定心理或行为随年代发展而变化的趋势(辛自强, 池丽萍, 2008; Curran & Hill, 2019; Twenge et al., 2004)。本研究通过分析社会困境范式中内部效度较高的实验行为数据，可以避免问卷调查中的自我报告偏差，排除其他可能的解释，获得关于中国社会中合作行为变迁的可靠而直接的证据。此外，本研究也进一步分析了10年和5年之前的相关社会指标(如人均国内生产总值、城市化水平)对合作行为的预测作用，进而探讨合作行为变化的可能社会变迁基础；本研究还比较了中美两国社会中陌生人之间合作行为的变迁

趋势，从而更深入地理解中国社会陌生人合作行为的社会变迁特点，并在更大范围内揭示合作行为随社会发展而变迁的规律。

1.1 合作行为及其测量

研究者最常使用社会困境范式研究合作行为(Van Lange et al., 2013)。在社会困境中，个人利益与集体利益存在冲突，合作通常被定义为个体为了集体利益而付出一定代价的行为(Rand & Nowak, 2013; Van Lange & Rand, 2022)。常见的社会困境范式包括囚徒困境、公共物品困境和资源困境，其中，资源困境是“拿”游戏范式(take-some game)，其情境、收益结构以及合作行为的计算指标均与囚徒困境和公共物品困境有所区别(Spadaro, Tiddi, et al., 2022)，为了在横断历史元分析中尽可能统一测量工具，控制测量偏差，本研究使用囚徒困境和公共物品困境这两种高度相似的社会困境范式探讨中国人合作行为的社会变迁。

典型的囚徒困境(Prisoner’s Dilemma, PD; Rand & Nowak, 2013; Van Lange & Rand, 2022)通常包含 A 和 B 两名决策者，双方同时决定与对方合作或背叛。如果双方都合作，他们获得的收益(R)总是大于双方都背叛时的收益(P)。而当一方合作，另一方背叛时，背叛方总是获得最高的收益(T)，合作方获得的收益最低(S)。互动双方不同行为对应的收益存在 $T > R > P > S$ 这一关系。

公共物品困境(Public Goods Dilemma, PGD; Fehr & Fischbacher, 2004)通常包含 N ($N \geq 2$)名组员，每位组员同时决定从自己的初始资金 E 中贡献 x ($0 < x < E$ 之间的任意数额)资金给集体账户，剩下的资金留在个人账户中。贡献给集体账户的总资金会变成原来的 b ($1 < b < N$)倍后再平均分给每位组员，而保留在个人账户中的资金价值不变。对于组员来说，不管其是否向集体账户贡献，最终都可以从集体账户中获益。

由于囚徒困境和公共物品困境具有相似的收益结构，公共物品困境有时也被称为 N 人囚徒困境($N \geq 2$; Fehr & Fischbacher, 2004; Rand & Nowak, 2013)。在这两种社会困境中，个体都面临背叛或者不给集体账户做贡献而最大化个人收益与合作或者给集体账户多做贡献而最大化集体利益的冲突。如果每个人都选择背叛或者不向集体账户贡献，则整个集体的收益最低；而如果每个人都选择合作或者将所有的个人资金都贡献给集体账户，那么集体的收益会最大，每个人也能从集体账户中获得更多收益。

总之，社会困境范式可以反映现实世界中许多涉及合作决策的问题及其解决。例如，各国政府应对全球气候变化的资金投入，人们应对新型冠状病毒传播时的居家隔离行为，

小区居民向社区集体项目捐款等都可理解为人们在社会困境中的合作行为，即个体付出一定代价却对集体有利的行为。此外，社会困境范式主要测量个体实际的合作行为而非合作态度，具有较低的测量偏差和较高的内部效度，为我们在标准化情境中研究现实生活中复杂的社会合作互动提供了一种简约模型(Balliet et al., 2011; Murnighan & Wang, 2016; Thielmann et al., 2021)。实证研究也表明，社会困境范式整体而言具有较高的外部生态效度(Galizzi & Navarro-Martinez, 2019)。例如，社会困境范式中的合作行为与人们生活中的许多合作行为显著正相关，这些行为包括慈善捐赠(Benz & Meier, 2008)、自我报告的与社区成员合作的行为(Soler, 2012)，以及献血和志愿行为(Haesevoets et al., 2020)。因此，使用社会困境范式中测量合作行为的历史数据可以直接而较为准确地检验社会变迁背景下人们合作行为的变化。本研究纳入元分析的所有研究中的社会互动均发生在陌生人之间，即社会困境中的参与者没有任何互动历史，没有任何关于互动对象的名声信息，这类似于现实生活中广泛发生的许多陌生民众参与合作行为时面临的重要情境特征。此外，以往社会困境研究中的合作行为也大多发生在陌生人之间，本研究使用这种历史上大量累积的、统一的陌生人之间互动的数据，也可以避免因互动对象之间的关系类型而导致的数据偏差，提高结论的可靠程度。

1.2 中国社会中陌生人之间合作行为的变化

合作行为可以随着社会生态与文化环境的变迁而变化(Chudek & Henrich, 2011; Richerson et al., 2016)。理论和实证研究表明，不同的社会经济与文化环境塑造个体的心理发展，而出生于不同年代的个体经历着不同的社会经济与文化环境(例如社会财富水平、城市化水平和互联网发展等)，这使得成长于不同年代的个体在特定心理特征上存在差异，表现出不同的社会态度、信念和行为(Greenfield, 2016; Twenge & Campbell, 2001)。改革开放四十多年来，尤其是近二十年来，中国社会中的巨大变迁(如工业化、城市化、高等教育和互联网发展等)可能引发陌生人之间合作行为的变化。

目前尚未有研究探讨我国社会中陌生人之间合作行为的变迁，尤其是没有使用内部效度较高的实验行为数据(即社会困境中的合作行为)直接检验中国社会中陌生人之间的合作行为如何变化的研究。最新一项与合作行为相关的横断历史元分析探讨了美国人在社会困境中的合作行为随时间变化的趋势，发现在 61 年间(1956~2017)，美国陌生人之间的合作行为随时间变化而呈上升态势(Yuan et al., 2022)。但该研究结论只适用于美国社会。考虑到中美两国社会的政治、经济与文化差异，特别是中国社会在较短的近几

十年内经历了更为迅速的变迁(景天魁, 2015)，而且正处于实现第二个百年奋斗目标的关键时刻，因此亟需理解合作行为等社会资本的变化趋势，以考虑如何进一步增长社会资本。所以，探讨中国社会中陌生人之间合作行为的社会变迁特点，并与美国合作行为变迁趋势进行对比，在更大的世界范围内理解人类合作行为的社会变迁规律，具有重要的理论与现实意义。

我们接下来具体阐述某些社会生态与文化变迁如何影响中国社会中陌生人之间合作行为的变化，并分析基于不同的理论视角和研究证据所提出的两个竞争性假设：(1)中国社会中陌生人的合作行为随时间下降(**假设 1**)；(2)中国社会中陌生人的合作行为随时间上升(**假设 2**)。

1.2.1 中国社会中陌生人的合作行为可能随时间变化而下降

主流观点认为，随着现代化发展、社会竞争加剧和个体主义提升，人与人之间的社会联结降低，人们也更不愿意信任他人和参与社会公共生活(Greenfield, 2016; Hamamura, 2012)，基于此，我们从以下社会生态与文化变迁视角阐述中国社会中陌生人合作行为可能下降的依据：(1)城市化水平提升；(2)个体主义提升；(3)社会信任下降。

中国社会过去几十年发生的显著变化之一是城市化水平随着工业化进程和经济发展而快速提升，城市化率从 1999 年的 34.78%稳定而持续地上升到 2019 年的 62.71% (中国统计年鉴，2021)。城市化水平的发展可能通过降低人们的名声关注而降低合作行为。以往研究表明，人们对自己在他人眼中的良好名声的关注是促进合作行为的重要因素(Ge et al., 2019; Wu et al., 2016)。与生活在传统农村中的人们相比，城市居民往往处于一个缺乏稳定社会联系和熟人互动的陌生人社会中。因此，个体的社会行为和声誉更难通过社交网络进行传播，这就导致了对不合作行为的人际监督的降低，使人们不太可能从合作行为中间接获益。此外，随着城市规模的快速扩张，人们在城市的不同功能区工作、生活和购物等地理分隔也会增加社区隔离感，削弱社群意识(Putnam, 2001)。城市生活的高度商业化、快速的工作节奏、日益激烈的社会竞争、更长的通勤时间和较大的经济压力都会降低人们的社会参与热情和社会联结感，挤压人们花在与朋友、邻居、陌生人互动以及社会公益项目上的时间和精力(Putnam, 2000)。这些都可能降低人们与陌生人的合作行为。

此外，现代化水平的发展往往“助推”人们的自主独立和个体主义文化的发展(Greenfield, 2016; Inglehart & Baker, 2000; Santos et al., 2017)，削弱人们的相互依赖性，

而人们感知的相互依赖性和利益一致性是促进彼此合作的重要条件(Columbus et al., 2021)。伴随着科技进步、工业化和城市化水平的提升、社会保障体系的逐步建立和高等教育的普及，中国现代化水平得到极大提高，这使人们过上了更加富足和独立的生活。研究表明，中国社会中的个体主义水平在过去几十年来日益提升(蔡华俭 等, 2020; Hamamura & Xu, 2015)。现代社会中更高的个体主义意味着人们越发脱离传统的社会关系和价值观念，更独立自由地做自己的选择，更加看重个人目标的实现。这种更高的个体主义也反映在中国社会中日益升高的离婚率、更多的自由职业者、以及更高的独居率等方面(中国统计年鉴，2021)。这些都可能会削弱人们的社会联结感和相互依赖性，降低人们与陌生人合作的意愿。

最后，许多研究表明，中国社会随着经济的高速发展，收入不平等也在加剧(Xie & Zhou, 2014)，这可能导致人们对陌生人的信任下降(Lin, et al., 2023)。确实，很多研究发现，中国人的一般人际信任水平随时间而下降(李路路, 王鹏, 2018; 辛自强, 2019; Xin & Xin, 2017)。人际信任是个体基于对他人行为或意图的积极预期而愿意承受由此带来的风险的一种心理状态，是合作行为的重要基础(Balliet & Van Lange, 2013)。研究表明，人们对他人合作行为的预期反映着对他人的信任水平，可强有力地预测人们在社会困境中的合作行为(Pletzer et al., 2018)。在社会发展过程中，人际信任的下降会削弱人们对陌生他人合作意图的预期，从而降低人们的合作行为。

1.2.2 中国社会中陌生人的合作行为可能随时间变化而上升

虽然主流观点和很多间接研究证据表明中国社会中陌生人之间的合作行为可能下降，但是也有一些理论视角和研究表明中国人的合作行为可能随着时间变化而上升。

首先，在现代化进程中，尤其是中国加入世界贸易组织之后，科技革新、经济发展以及城市化水平的提升，使得中国日益成为一个高度工业化的社会，社会分工体系日益复杂，第三产业(尤其是服务业)的比重不断提升，人口迁徙和流动迅速增加，人们在社会生活中的互动范围扩大，需要频繁接触陌生人并依赖陌生人来实现自己的生活目标和社会的共同目标，这些都可能提高人们与陌生人的合作行为。以往研究也表明，自然选择偏好社会分工，更多的社会分工促进陌生人之间的相互依赖与合作(Cooper & West, 2018)。

其次，日益升高的个体主义也可能使陌生人之间的信任与合作水平更高，因为个体主义者更可能与陌生人进行互动(Oyserman et al., 2002)。一些证据表明，在美国社会中

个体主义水平更高(如更高的独居率、离婚率与结婚率之比、自由职业者)的州里，人们往往有更高的一般信任水平，给慈善机构的捐赠也更多，在志愿行为中也投入更多时间(Allik & Realo, 2004; Kemmelmeier et al., 2006)。一些跨国研究也表明，个体主义水平更高的社会也有更高的一般信任水平(Beilmann et al., 2018; Jing et al., 2021; Van de Vliert & Van Lange, 2019)。个体自由、自主和松散的社会规范也与一般信任显著正相关(Gelfand et al., 2006; Gunia et al., 2011)。一些研究也表明，与集体主义者相比，个体主义者更可能在与陌生人的社会互动中选择合作(Berigan & Irwin, 2011; Chen & Li, 2005)。基于这些证据，在社会分工日益复杂的现代社会中，即使人们对社会上一般他人的信任意愿或态度下降，但是在有相互依赖性的具体社会互动情境中，日益升高的个体主义更可能促进人们对陌生人的信任与合作。

最后，中国高等教育的发展和人们认知水平的提高也可能促使陌生人之间合作行为的上升。复杂的认知能力(如数值计算、学习和记忆以及欺骗监测能力)有利于提高合作行为(Moreira et al., 2013; Stevens & Hauser, 2004)。在社会困境中，人们需要理解每一个决策同时对自己和同伴收益的影响，记住同伴先前的决策，预期他们未来的决策，从而在特定的情境中做出策略性的最佳行为选择，这促进合作并防止背叛(Brosnan et al., 2010; Nowak & Sigmund, 1998)。研究的确表明，智力更高的个体在多轮互动的囚徒困境中更加合作(Jones, 2008; Proto et al., 2014)。过去几十年来，中国以及许多国家的平均智力水平在多种测量指标上都表现出日益升高的趋势(Liu & Lynn, 2013; Pietschnig & Voracek, 2015)，这可能使人们更好地理解和解决社会困境，在某种程度上促进中国社会中陌生人之间合作行为的上升。

1.3 本研究目的

本研究将通过横断历史元分析检验中国社会中陌生人之间的合作行为在过去数十年间究竟是下降了还是上升了，具体检验平均年龄为 18~28 岁的年轻成人被试(控制年龄的影响)在社会困境(即囚徒困境和公共物品困境)中的平均合作率与数据收集年份之间的关系，也进一步分析上述中国社会变迁过程中的一些社会发展指标对合作行为的预测和解释作用。本研究也同时比较中美两国社会中陌生人之间合作行为的变迁趋势的异同，从而更深入地理解中国社会中陌生人之间合作行为的社会变迁特点，并在更大范围内理解人类合作行为随社会发展而变迁的规律。

2 方法

本研究所有的原始数据，分析代码以及其他的补充材料(包括文献筛选流程图、发表偏差分析、模型的多重共线性分析、元分析所纳入研究的基本信息表以及文献列表等)均已上传至开放科学平台(Open Science Framework, OSF) (https://osf.io/hxguw/)。

2.1 文献检索

本研究通过中英文数据库检索了社会困境的实证研究文献。其中，2017 年及之前的数据来自“合作行为数据库”(Cooperation Databank, CoDa; Spadaro, Tiddi, et al., 2022; 详见 https://cooperationdatabank.org)，该数据库纳入了之前所有使用社会困境范式研究合作行为的数据(包括英文、中文和日语论文，本元分析只纳入了英文和中文文献)，其系统的文献检索完成于 2015 年 9 月和 10 月以及 2018 年 1 月(主要补充 2016 年至 2017 年的最新文献)，其中中文文献检索于 2017 年 11 月到 12 月之间(Spadaro, Tiddi, et al., 2022; 关于该数据库的发展历史与文献检索详见 https://cooperationdatabank.org/)。其中，英文文献来源于 PsycINFO，Web of Science，Google Scholar 以及两所大学(阿姆斯特丹自由大学和莱顿大学)图书馆的数据库，检索关键词为 ‘Public goods dilemma*’, ‘Public good*’, ‘Public good* game*’, ‘Prisoner’s dilemma*’, ‘Voluntar* contribut* experiment*’, ‘Voluntary contribution mechanism’, ‘Social dilemma’, ‘Mixed-motive game*’, ‘Resource dilemma*’, ‘Matrix games’, ‘Cooperation’ AND ‘Experiment’, ‘Common pool game’, ‘Give-some dilemma’, ‘Take-some dilemma’, ‘Give-some game’, ‘Take-some game’；中文文献来自于中国知网，万方数据库和维普期刊资源整合服务平台，检索关键词为：“囚徒困境”或“囚徒两难”或“公共物品困境”或“公共物品两难”或“公共品”或“社会困境”或“社会两难”或“行为决策”或“合作决策”或“合作行为”或“亲社会行为”。文献检索结果包括正式发表的论文、未发表的工作论文、硕博士论文和会议论文。此外，该数据库也纳入了与社会困境有关的书籍、实证研究、综述文章和元分析文章中的参考文献，以及通过邮件向相关研究者征集的社会困境研究数据。2017 年之后的中英文文献通过同样的文献检索方式于 2020 年 7 月补充检索得到。

2.2 文献纳入标准

纳入该元分析的研究需符合以下标准：(1)研究数据在中国大陆收集；(2)被试群体是平均年龄为 18~28 岁的中国成人被试，包括大学生和一般成人被试；(3)测量合作行

为的社会困境范式为公共物品困境或囚徒困境；(4)社会困境中的互动发生在陌生人之间，即排除被试与自己的家人、朋友或认识的一般他人等熟人之间进行互动的研究(社会困境研究通常会在指导语中告诉被试其互动对象是否为陌生人或操纵陌生人与熟人关系并在文中报告被试之间的关系)；(5)从文献中可以获得被试的总体平均合作率；(6)为了增加研究的同质性，排除使用非线性收益结构(当所有组员的贡献超过某个临界点后，集体收益会下降而非线性增长)的社会困境研究。基于上述标准，本研究共纳入了255 项研究，总计 304 个合作率(效应量)，总样本量为 29290。在排除 2 个极端值后(|Z| > 3.29; Tabachnick & Fidell, 2007)，最终的元分析共包括 254 项研究，总计 302 个合作率和 29249 名被试，时间跨度为 1999 年到 2019 年。

2.3 数据编码程序

基于统一的编码手册(详细说明见 https://cooperationdatabank.org/codebook-2/)，多名研究者共同完成对本数据的编码工作(编码成员大多为在读研究生或大学教职人员，其中关于合作行为数据库的编码团队详见 https://cooperationdatabank.org/about-coda/)，每项研究中的变量均经由两名编码者进行独立编码。这些编码具有较高或足够的编码者一致性，其中连续变量的编码一致性指标 Krippendorff's α (Hayes & Krippendorff, 2007)在 0.91 到 0.98 之间；分类变量的编码一致性比例(agreement rate)在 82.90%到 96.60%之间。对于编码中存在的不一致之处，研究者之间进行了核对、讨论并最终统一编码。

2.4 数据收集年份的编码

研究如果直接报告了数据收集年份，我们直接编码该年份($k = 58$)，若无此信息，我们则按照以下原则估计数据收集年份(Konrath et al., 2011; Twenge et al., 2004)：(1)若文章是会议论文或工作论文，则使用会议报告或论文公开的年份($k = 9$)；(2)若文献给出了论文投稿年份，则使用该年份($k = 58$)；(3)若文献给出了论文接收年份，则使用该年份减 1 ($k = 3$)；(4)若数据来自硕博士论文，则使用论文答辩年份减 1 ($k = 18$)；(5)若文献报告了论文在线发表或出版年份，则使用该年份减 2 ($k = 156$)。数据收集年份的变化范围为 1999 到 2019 年($Mdn = 2014$)。

2.5 合作率(效应量)的编码

本研究以被试在社会困境中的总平均合作率(overall mean cooperation rate)作为合作行为的测量指标，更高的合作率意味着更高的合作水平，其取值范围在 0 到 1 之间。

具体而言，在二分选择(dichotomous)的公共物品困境和囚徒困境中，被试有两种选择：合作(将自己的所有初始资金贡献给集体账户或者给其互动同伴)或者背叛(将自己的初始资金不贡献给集体账户或者不给其互动同伴) (Dawes, 1980; Shank et al., 2019)，被试的平均合作水平便为选择合作的平均次数占其所有决策次数的比例：*p=平均合作次数/被试所有的决策次数*。

在连续选择(continuous)的公共物品困境和囚徒困境中，被试可以决定从自己的初始资金中选择任意数量资金贡献给集体账户或者给其互动同伴(Fehr & Fischbacher, 2004)，平均合作率 $p_{cont} = (M-E_{LL})/(E_{UL}-E_{LL})$，其中，$M$ 为贡献量均值，E_{LL} 和 E_{UL} 分别为初始资金的下限和上限，例如，若每人的初始资金为 10，实验要求最低的贡献数从 1 开始，被试平均的贡献数为 4，则合作率 $p_{cont} = (4-1)/(10-1) = 0.33$。本元分析纳入的所有研究中，$E_{LL}$ 等于 0 (即最低贡献数从 0 开始)，因此，平均合作率便为被试的平均贡献金额(M)占初始资金的比例：p_{cont}=*平均的贡献数(M)/被试拥有的初始资金数(E_{UL})*。

2.6 合作率(效应量)的转换

对于平均值为比例的效应量，研究者需对其对数转换后再行分析(Lipsey & Wilson, 2001)。参考以往元分析的做法(Yuan et al., 2022)，本研究将平均合作率进行对数转换，然后对转换后的效应量 y_i (logit-transformed cooperation rates)进行分析，最后再将对数数据转换为比例进行描述和解释。

在二分选择的公共物品困境和囚徒困境中，合作率按照公式 $y_{i(coop)} = \log_e[p/(1-p)]$ 转换，合作率(效应量)的变异按照公式 $v_{i(coop)} = 1/np + 1/(n-np)$ 计算，其中 p 是原始合作率，n 是样本量。

在连续选择的公共物品困境和囚徒困境中，合作率按照公式 $y_{i(cont)} = \log_e[p_{cont}/(1-p_{cont})]$转换，合作率(效应量)的变异按照下列公式 1 计算，其中 p_{cont} 是原始合作率，n 是样本量，M 是个体给集体或互动对方的平均贡献数，SD 是平均贡献数的标准差。

$$(1)\ v_{i(cont)} = \frac{SD^2}{M^2} \times \frac{1}{(1-p_{cont})^2\, n}$$

对于连续选择的公共物品困境和囚徒困境，若研究未报告平均贡献数的标准差，我们则使用变异系数(coefficient of variation, $CV = SD/M$)的中值对数据进行插补，然后再计算效应量的变异。具体而言，我们基于那些已报告的标准差计算每项研究的变异系数 CV，然后，使用公式 $v_{i(cont)} = CV^2/[(1-p_{cont})^2 n]$计算那些未报告平均贡献数的标准差的研究中

的效应量变异。在本研究中，共有 160 项研究中的 186 个样本报告了平均贡献数的标准差，我们基于此计算的变异系数的中值为 0.42 (M = 0.45, SD = 0.24)；最后，我们使用 0.42 估计剩下的 25 项研究中的 40 个效应量的变异。

2.7 操纵社会困境特征的研究：合作率的编码

我们也编码了社会困境范式中的研究特征(例如社会困境中的利益冲突程度、沟通机制等；参见下面的研究特征编码)，并把它们作为控制变量。如果研究操纵了社会困境的研究特征，我们则采用两种方式编码平均合作率和转化效应量 y_i：(1)如果研究采用了组间设计，并且提供了每个水平下的平均合作率，我们就分别编码该研究特征的每个水平下的平均合作率，并将其分别进行对数转换。例如，某项研究探讨了惩罚对合作行为的影响，其中一组的社会困境中有惩罚机制，另一组没有惩罚机制，我们就将该项研究拆分成两个单独的样本与合作率，并在控制变量那里分别编码惩罚信息。因此，一些效应量会嵌套在同一项研究中，从而产生多水平数据结构；(2)如果研究只报告了总体的平均合作率，没有报告各组的平均合作率，或者研究采用了组内设计，我们则使用总体的平均合作率作为效应量，并进行相应的对数转换。基于该程序，我们从编码的 255 项研究中获得了 304 个单独的效应量(N = 29290)。在排除掉 2 个极端值之后(|Z| > 3.29)，最终的元分析包含 254 项研究，共计 302 个单独的效应量(N = 29249)。

2.8 研究特征的编码

我们对社会困境的重要研究特征进行编码，并在元分析中把可能影响合作行为的研究特征当作控制变量(Jin et al., 2021)。下面介绍所编码的重要研究特征和相应的效应量的数量(k)。

(1)社会困境类型。我们将使用囚徒困境的研究编码为 0 (k = 93)，将使用公共物品困境的研究编码为 1 (k = 209)。

(2)男性被试比例。我们将样本中男性被试占总被试的比例编码为连续变量，取值范围在 0 到 1 之间，排除未报告男性比例的样本(k = 63)后，男性被试比例的平均值为 0.43 (k = 239, SD = 0.16)。

(3)互动重复性。在社会困境研究中，被试可被允许与同一个人进行单轮或多轮互动。我们将互动重复性编码为单轮互动(k = 131, 编码为 0)和多轮互动(k = 164, 编码为 1)。一些研究操纵了互动重复性，但并未报告每个水平下的合作率，我们则将互动重复性编码为混合型(k = 7, 编码为 0.5)。在本研究中，所有具有混合水平的社会困境特征(包括

沟通和奖惩机制等特征)都被编码为 0.5，在回归模型中则对这些变量进行虚拟编码，分别将编码为 0.5 和 1 的水平与 0 进行比较。

(4)群体规模。群体规模指在社会困境中同一组进行互动的人数，我们将其编码为连续变量。一些研究操纵了群体规模，但并未报告每个水平的合作率，我们则编码该研究中群体规模的中值。本研究中群体规模的最小值为 2，最大值为 9 ($Mode$ = 2, Mdn = 4, M = 3.32)。因为群体规模的分布比较偏向两人的小群体，我们对群体规模进行了对数转换后再进行分析。

(5)利益冲突程度。我们将社会困境中不同参与者的决策收益之间的冲突程度编码为连续变量。在囚徒困境中常用的测量指标为 K 指数(K index) (Rapoport, 1967)，K 指数表示参与者的不同行为决策的组合所产生的不同收益之间的关系。具体而言，$K = (R-P)/(T-S)$，其中 R 表示双方都合作时的收益，P 表示双方都不合作时的收益，T 表示单方面背叛时的收益，S 表示单方面合作时的收益，四者满足 $T > R > P > S$，因此有：$0 < K$ 指数< 1。在有更高 K 指数(也被称为合作指数)的社会困境中，相对于同时背叛时的收益，同时合作时的收益明显更高，此时的参与者更愿意做出合作行为(Balliet & Van Lange, 2013)。

在公共物品困境中，测量利益冲突程度常用的指标为人均边际回报率(marginal per-capita return, MPCR; Isaac et al., 1984)，$MPCR$ 等于贡献给集体账户的总资金所乘以的倍数 b ($1 < b < N$) 除以群体规模 N，即 $MPCR = b/N$，表示组员每向集体账户贡献 1 个单位的金额时平均每人可获得的金额，在社会困境中有：$0 < MPCR < 1$。社会困境中的 $MPCR$ 越大，每个人向集体账户贡献时的人均收益也越大，人们也通常更加合作。

此外，研究者也可以使用 K 指数计算公共物品困境中的利益冲突程度，因为公共物品困境通常被看作是 N ($N \geq 2$)人囚徒困境(Thielmann et al., 2020)。对于 N 人囚徒困境，研究者可通过 $K' = (C_N-D_0)/(D_{N-1}-C_1)$这一变式计算 K 指数(Balliet & Van Lange, 2013; Komorita, 1976)。其中，C_N 表示每个人都合作时的收益，D_0 表示每个人都背叛时的收益，D_{N-1} 表示一个人背叛而其他人都合作时背叛者的收益，C_1 表示一个人合作而其他人都背叛时合作者的收益。因此，上述两人囚徒困境中的 K 指数的计算便是该公式的一个典型例子。那么，在连续的社会困境中，组员可以选择将自己初始资金的任意金额贡献给集体账户或者给互动同伴。研究者此时基于 K'公式计算 K 指数时，应将合作表示为组员将自己的所有初始资金都贡献给集体账户或者都给对方，而背叛则意味

着组员不给集体账户或对方任何资金，然后基于组员合作或背叛时的收益计算社会困境的 K 指数。总之，对于 $N (N \geq 2)$人囚徒困境或公共物品困境，均可以使用该公式计算 K 指数来衡量社会困境中的利益冲突程度。K 指数越大，则利益冲突程度越小。

本研究纳入的公共物品困境研究所计算的 *MPCR* 与 K 指数高度相关(k = 210, r = 0.50, $p < 0.001$)，表明两者都可以反映利益冲突程度。因此，参考前人研究(Thielmann et al., 2020; Yuan et al., 2022)，对于所有的社会困境，我们统一使用 K 指数测量社会困境中的利益冲突程度。此外，一些研究操纵了 K 指数，但并未报告每个水平下的合作率，我们则编码该研究中 K 指数的中值。对于所有可计算 K 指数的研究(k = 297)，K 指数的取值范围为 0.03 到 0.85 (*Mdn* = 0.50, *M* = 0.44, *SD* = 0.13)。

(6)沟通。在一些社会困境研究中，研究者允许组员在第一轮决策或者几轮决策后与组内的其他成员进行沟通(如面对面讨论、传递纸条或者在线沟通等)。我们将无沟通机制的研究编码为 0 (k = 294)，将有任何一种沟通形式的研究编码为 1 (k = 5)。此外，一些研究操纵了社会困境的沟通机制，但并未报告每个水平下的合作率，我们则在沟通变量上将该研究编码为混合型(k = 3, 编码为 0.5)。

(7)奖惩机制。为了提升人们的合作行为，一些研究设置了对被试的合作行为进行奖赏或对其不合作行为进行惩罚的机制。我们将无奖惩机制的研究编码为 0 (k = 242)，有奖惩机制的研究编码为 1 (k = 39)。此外，一些研究操纵了社会困境的奖惩机制，但并未报告每个水平下的合作率，我们则在奖惩机制上将该研究编码为混合型(k = 21, 编码为 0.5)。

(8)合作率所属轮次。如果社会困境研究只允许被试进行一轮互动，或者允许被试进行多轮互动并基于所有的互动轮次而报告了合作率，我们则将合作率所属轮次编码为 0 (k = 274)；对于那些让被试进行多轮互动但基于某轮或部分轮次的结果报告了合作率的研究，我们将合作率所属轮次编码为 1 (k = 28，其中 2 个效应量仅为第一轮的合作率，26 个效应量仅为部分轮次的合作率)。

2.9 社会指标

基于前述研究假设的分析，我们从国家统计局官网(http://www.stats.gov.cn/tjsj/)公布的《中国统计年鉴》和《国家数据》中获得了可能与陌生人合作行为变迁有关的重要社会指标：(1) 经济状况，包括人均国内生产总值(gross domestic product, GDP)和社会保障率；(2) 城市化率；(3) 社会人口流动/关系流动，包括人户分离人口比例，第三产业人

员比例和居民平均出游人次；(4) 社会联结，包括独居人口比例和粗离婚率；(5) 高等教育水平；(6) 互联网普及率。表 1 详细报告了每个社会指标的具体信息。

表 1 社会指标的描述性信息

	M (*SD*)	全距	时间跨度
人均 GDP：对数转换(log-transformed)后人均 GDP。	9.46 (1.17)	7.34–11.16	1989~2019
社会保障率：城镇参加养老保险人数占总人口的比例。	0.15 (0.08)	0.05–0.31	1989~2019
城市化率：城镇人口占总人口百分比。	42.34 (11.93)	26.21–62.71	1989~2019
人户分离人口比例：人户分离人数占总人口比例。	0.14 (0.06)	0.05–0.22	1998；2000；2002~2019
第三产业人员比例：第三产业就业人员占所有就业人员比例。	0.31 (0.08)	0.18–0.47	1989~2019
居民平均出游人次：国内游客人次除以总人口。	1.58 (1.18)	0.44–4.26	1994~2019
独居人口比例：一人户家庭户户数占总家庭户户数的比例。	0.12 (0.04)	0.06–0.18	1998~1999；2002~2009；2011~2019
粗离婚率(‰)：某地区当年离婚对数占该地区年平均人口的比重，即粗离婚率=当年离婚对数/年平均人口数×1000‰。	1.60 (0.88)	0.68–3.36	1989~2019
高等教育水平：每十万人口平均在校生数(人)。	6.98 (0.85)	5.22–7.96	1989~2019
互联网普及率：互联网上网人数占总人口比例。	0.26 (0.22)	0.001–0.64	1997~2019

2.10 元分析程序

为了检验中国人的合作行为随时间的变化，我们使用了 R 语言中的 *metafor* 包进行分析(R Core Team, 2019; Viechtbauer, 2010)。由于我们在编码社会困境的研究特征时对其进行了拆分，这使得某些效应量嵌套于同一项研究中，具有非独立性，因此，我们使用了三水平混合效应的元回归模型(three-level mixed-effects meta-regression model; Assink & Wibbelink, 2016)，同时考虑模型中效应量的抽样误差(sampling variance, 水平

1)、研究内变异(within-study variance, 水平 2)，以及研究间变异(between-study variance, 水平 3)。此外，我们使用 R 语言中的 *mice* 包对数据中的缺失值进行多重插补(Van Buuren & Groothuis-Oudshoorn, 2011)。该包可与 *metafor* 包结合使用，同时处理不同类型变量的缺失值。

在所有元回归模型中，我们将数据收集年份作为自变量，将对数转换后的合作率作为因变量，并在模型中控制所有编码的研究特征对合作行为的影响。在元回归分析之后，我们参考前人研究(Curran & Hill, 2019; Twenge et al., 2004)，基于回归方程 $y = bx + c$ (b 表示非标准化回归系数，x 表示数据收集年份，c 为回归方程的截距，y 表示合作率)分别估算中国人在 1999 年时的合作率与 2019 年时的合作率，然后计算合作率的变化幅度。

最后，我们报告社会指标与合作行为之间的相关关系。具体而言，我们将社会指标数据与合作率进行如下匹配(Twenge, 2000)：合作行为数据收集前 10 年、前 5 年以及当年的社会指标与合作率进行匹配。然后，我们在元回归模型中分别使用每个社会指标单独预测合作率，并同时控制所有编码的研究特征。这种滞后的数据匹配和分析有助于我们初步探讨合作行为随时间变化的可能社会变迁基础。

3 结果

3.1 初步分析结果

我们首先对数据中的极端值进行处理，将对数转换后的合作率(*yi*)标准化。在排除 2 个极端值(|Z| > 3.29)之后，最终的元分析包含 254 项研究，共计 302 个合作率(N = 29249)。我们基于这 302 个效应量估计了整体样本的平均合作率。如表 2 所示，中国人的平均合作率为 0.51。

表 2 合作率的整体平均效应量

	M	*SE*	95% CI	τ^2 (水平 2)	τ^2 (水平 3)	I^2 (水平 2)	I^2 (水平 3)
合作行为	0.51	0.03	[0.49, 0.52]	0.23	0.05	80.94	17.81

注：$k = 302$。τ^2 表示估计的总体异质性；I^2 表示异质性变异占总变异的比例；水平 2 表示研究内变异，水平 3 表示研究间变异，模型的异质性检验显著，$Q_{残差}(301) = 19369.66, p < 0.001$；CI 表示置信区间(confidence interval)；下同。

3.2 主要分析结果

我们使用三水平混合效应元回归模型估计了时间(数据收集年份)对合作行为的影响、合作行为的变化幅度以及社会指标与合作行为之间的关系。此外，我们也比较了中美两国合作行为的变迁趋势。

3.2.1 合作行为随时间变化的趋势

以数据收集年份为自变量，以合作行为为因变量，在模型 1 中只纳入年份，结果发现，中国社会中陌生人之间的合作行为随时间变化而上升，b = 0.018, SE = 0.008, p = 0.029，β = 0.12 (见表 3 和图 1)，该结果与假设 1 相反，支持假设 2。为了进一步检验合作行为随时间的变化是否符合曲线模型，我们在元回归模型中同时纳入年份和年份的平方作为预测变量，结果表明，数据收集年份依然显著地正向预测合作行为，b = 0.022, SE = 0.009, p = 0.016, β = 0.15，而年份的平方项对合作行为并没有显著预测作用，b = 0.002, SE = 0.002, p = 0.323, β = 0.06。这些结果表明，合作行为随着年份的变化表现出线性增长趋势。

接着，我们在模型 2 中同时将所有编码的研究特征(即社会困境类型、男性被试比例、互动重复性、群体规模、*K* 指数、沟通、奖惩机制与合作率所属轮次)作为控制变量，结果表明，在控制其他研究特征之后，中国社会中陌生人之间的合作行为依然随时

间变化而上升，$b = 0.024$, $SE = 0.009$, $p = 0.006$, $\beta = 0.16$ (见表 3)。此外，社会困境中的沟通和奖惩机制，以及更高的 K 指数均正向预测人们的合作率。即使我们把 2 个极端值也纳入到元分析中并控制所有的研究特征后，时间依然显著地正向预测合作行为，$b = 0.022$, $SE = 0.009$, $p = 0.013$, $\beta = 0.13$。

3.2.2 合作行为的变化幅度

我们进一步使用元回归模型中的方程分别估算中国社会中陌生人之间在 1999 年时的合作率与 2019 年时的合作率，然后估计中国社会中合作行为上升的幅度。基于模型 2 的回归方程，在控制了其他研究特征后，中国社会中合作行为的预测值从 1999 年的 0.33 上升到了 2019 年的 0.45，在 20 年的时间里上升了 34.21%；基于模型 1 的回归方程，在未控制其他研究特征时，中国社会中合作行为的预测值从 1999 年的 0.44 上升到了 2019 年的 0.53，在 20 年的时间里上升了 20.48%。

表 3 时间影响合作行为的元回归模型结果

变量	模型 1				模型 2			
	b	*SE*	95% CI	β	*b*	*SE*	95% CI	β
时间	0.018*	0.008	[0.002, 0.035]	0.12	0.024**	0.009	[0.007, 0.041]	0.16
社会困境类型 [a]					0.16	0.10	[–0.04, 0.36]	0.14
男性被试比例					0.31	0.27	[–0.22, 0.84]	0.09
互动重复性 [b]								
混合					–0.26	0.21	[–0.67, 0.15]	–0.07
重复					0.02	0.07	[–0.12, 0.16]	0.01
群体规模					–0.21	0.12	[–0.45, 0.03]	–0.14
K 指数					0.73**	0.24	[0.25, 1.21]	0.17
沟通 [c]								
混合					0.12	0.29	[–0.45, 0.69]	0.02
沟通					0.83**	0.26	[0.33, 1.34]	0.18
奖惩机制 [d]								
混合					0.00	0.14	[–0.28, 0.27]	–0.01
奖惩					0.44***	0.10	[0.24, 0.64]	0.27
合作率所属轮次 [e]					0.00	0.11	[–0.22, 0.22]	0.01
模型统计指标								
$Q_{模型}(df)$	4.83 (1)*				55.97 (12)***			
$Q_{残差}(df)$	19146.79 (300)***				13487.52 (289)***			
R^2	0.01				0.12			
τ^2 (水平 2)	0.23				0.18			
τ^2 (水平 3)	0.05				0.07			
I^2 (水平 2)	82.10				69.47			
I^2 (水平 3)	16.56				28.65			

注：$k = 302$。[a] 0 = 囚徒困境; 1 = 公共物品困境; [b] 参照组 = 单轮互动; [c] 参照组 = 无沟通; [d] 参照组 = 无奖惩; [e] 0 = 所有轮次, 1 = 部分轮次。

$^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$。

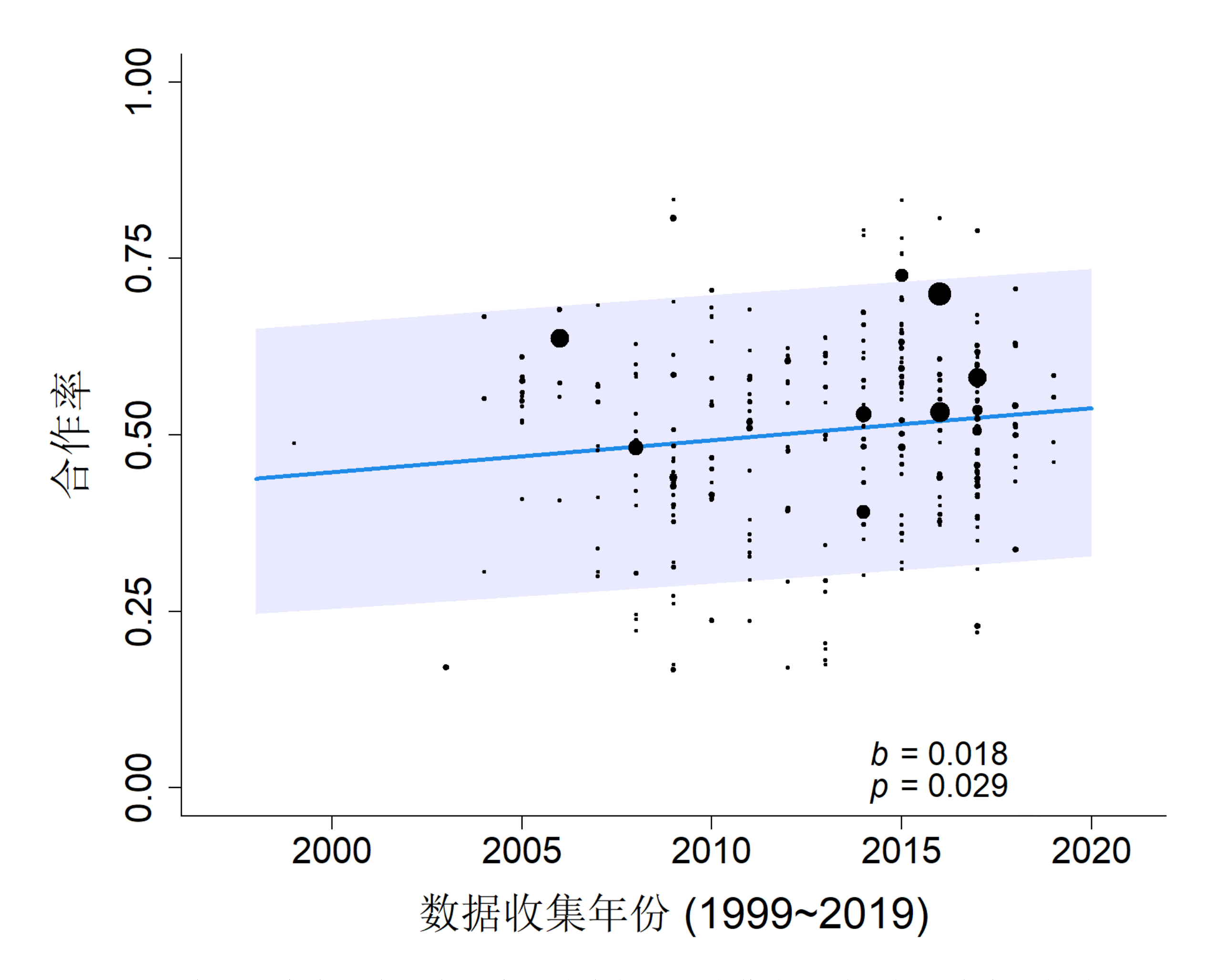


图 1 中国社会中陌生人在社会困境中的平均合作率随时间的历史变化趋势

注：非标准化回归系数 *b* 和 *p* 值来自不加控制变量的元回归模型(模型 1)。蓝线表示将对数转换回原始合作率后的模型预测值。每个数据点表示一个样本中合作率的均值，点的大小表示该数据在回归模型中的权重，大的点表明效应量的变异较小，在回归模型中所占的权重也越大。灰色区域表示合作率的模型预测值的 90%的置信区间。

3.2.3 社会指标与合作行为之间的关系

如前所述，为探讨社会指标与合作行为的关系，我们在元回归模型中分别使用合作行为数据收集的 10 年前、5 年前以及当年的每个社会指标单独预测合作行为，同时控制所有研究特征。结果表明，人均国内生产总值(GDP)、社会保障率、城市化率等社会指标均与合作行为显著正相关(见表 4)。这些结果(尤其是 10 年和 5 年之前的社会指标与合作行为的相关关系)表明，相应的社会指标变化可能是中国社会中陌生人之间合作水平升高的社会变迁基础。

表 4 社会指标与合作行为之间的关系

社会指标	10 年前		5 年前		当年	
	b	β	*b*	β	*b*	β
经济状况						
人均 GDP	0.20**	0.16	0.17**	0.16	0.19*	0.14
社会保障率	4.12**	0.17	2.35**	0.17	1.82**	0.16
城市化率	0.02**	0.16	0.02**	0.16	0.02**	0.16
社会人口流动/关系流动						
人户分离人口比例	7.06***	0.25	2.33***	0.21	2.32**	0.19
第三产业人员比例	3.99**	0.19	2.89**	0.15	2.12**	0.18
居民平均出游人次	0.35**	0.16	0.16**	0.16	0.10**	0.16
社会联结						
独居人口比例	7.53**	0.20	4.47**	0.21	2.97*	0.13
粗离婚率	0.37**	0.18	0.19**	0.16	0.16**	0.16
高等教育水平	0.19**	0.17	0.21*	0.12	0.48*	0.13
互联网普及率	1.24*	0.14	0.69**	0.18	0.55*	0.14

注：$k = 302$，每个模型均将研究特征作为控制变量。

$^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$.

3.2.4 中美两国社会中陌生人合作行为变迁的比较

我们将中国社会中的合作行为变化与美国社会中合作行为的变化趋势进行比较，以分析中美两国合作行为变化的异同，更好地理解中国社会中合作行为的变迁特点，并在更大的全球范围内理解人类合作行为的社会变迁趋势。最近一项研究采用了横断历史元分析探讨了美国人($k = 660$，$N = 63342$，平均年龄：18~28 岁，年代：1956~2017)在囚徒困境和公共物品困境中互动时的总体合作率与年份之间的关系(Yuan et al., 2022)，同时控制其他研究特征(社会困境类型、男性被试比例、互动重复性、群体规模、*K* 指数、沟通和奖惩机制等)，结果表明，在 61 年间，美国陌生人之间的合作行为随着年代的变化同样表现出升高的趋势，$b = 0.005$, $SE = 0.002$, $p = 0.012$，上升了 19.67%。中美比较的不同结果是，在控制研究特征后，中国社会中的陌生人合作行为在 20 年间上升了 34.21%，在更短时间内有着更大的上升幅度。

4 讨论

在过去二十年经历巨大社会变迁的中国社会中，人们的合作行为是否也发生了变化？

发生了怎样的变化？本研究采用横断历史元分析方法分析具有较高内外部效度的社会困境范式中的合作行为实验数据，直接探讨了这个问题。结果表明，中国社会中陌生人之间的合作行为水平随时间呈上升趋势，在 1999~2019 年这 20 年间上升了 34.21% (共 302 个效应量，$N = 29249$，平均年龄：18~28 岁)。合作行为数据收集的 10 年和 5 年之前的人均国内生产总值(GDP)、社会保障率、城市化率、社会人口流动/关系流动(包括人户分离人口比例、第三产业人员比例和居民平均出游人次)、独居人口比例、粗离婚率、高等教育水平、互联网普及率等均与合作行为显著正相关，它们可能是合作行为上升的社会变迁基础。此外，中美两国社会中陌生人之间的合作行为表现出相似的变迁趋势，但是中国社会中陌生人之间的合作行为在更短时间内呈现出更大的上升幅度。

4.1 中国社会中陌生人合作行为上升

如前所述，中国的现代化发展和社会分工体系的复杂化，陌生人之间感知的更多相互依赖性和利益一致性是提升彼此合作的重要因素。同时，中国高等教育的发展和人们认知水平的提高使人们能更好地理解和解决社会困境，在某种程度上促进陌生人之间合作行为的上升。这可以在一定程度上解释为什么经济发展、第三产业人口比例和中国高等教育水平与陌生人合作行为显著正相关。

此外，个体主义是陌生人之间信任与合作的一个重要条件(Berigan & Irwin, 2011; Chen & Li, 2005; Jing et al., 2021)。因为个体自主和独立于社会联结的同时也意味着他们在实际社会生活中会更加依赖于陌生他人(Allik & Realo, 2004; Durkheim, 2019)，尤其是在社会分工日益复杂的现代社会中，日益升高的个体主义可能促进人们对陌生人的信任，以及在具体的相互依赖情境中的合作行为。此外，个体主义高的现代社会具有更高的关系流动性——人们有更多的机会与新的陌生人进行互动，建立新的社会关系(Yuki & Schug, 2020)。城市化和互联网技术的发展更是极大地拓展了人们的社会互动范围和居住流动性，促进了人们人际关系的流动。以往研究表明，关系流动性与社会中陌生人之间的信任和合作行为显著正相关(Romano et al., 2021; Thomson et al., 2018)，因为在关系流动性高的社会中，人们需要通过对陌生人的信任、友善与合作来建立同伴关系以及维持关系稳定，提高社会适应性(Yuki & Schug, 2020)。这至少可以解释为什么社会保障水平、城市化水平、人户分离人数比例、居民平均出游人次、独居率、离婚率以及互联网普及率等与陌生人之间的合作行为显著正相关。总之，即使以往研究表明人们对社会上一般他人的信任意愿或态度下降，但是社会困境中的状态信任要比一般信任更能显著地

正向预测合作行为(Acedo-Carmona & Gomila, 2014; Balliet & Van Lange, 2013; Pletzer et al., 2018)。因此，在有相互依赖性的具体社会互动情境中，日益升高的个体主义更可能促进而非抑制人们对陌生人的信任与合作。

最后，本研究使用的是年轻成人群体被试，其中绝大多数为大学生样本。以往研究表明，社会困境研究中的大学生群体往往主修社会与行为科学方面的专业课程(Balliet et al., 2021)，这些专业(尤其是心理学)的教科书通常会讨论助人、合作等积极行为的社会益处，这在某种程度上可能促使受高等教育的年轻人表现出较多的合作行为。另一方面，在国内接受高等教育的年轻人群体往往接触更多的国家政策、社会合作规范与合作意识方面的教育，而且他们也更容易受到教育内容、社会规范、权威和社会变迁趋势的影响(Sears, 1986)。那么，随着中国社会中更多的年轻人接受高等教育，而且在全球化过程中的国家发展理念和政策教育中更多凸显“开放、包容、合作、共赢”、共建“一带一路”、“构建人类命运共同体”等多边合作理念和战略，这些都可能促使年轻人群体在中国社会的发展中更多地接触和认同合作规范，提高他们的合作行为。

总之，以往基于城市化发展、个体主义提升和社会信任的下降而认为中国社会中陌生人之间合作行为下降的观点可能是一种“错觉”。这些社会变迁可能会使人们在社会认知或心态上感知到更少的名声关注、更高的自我和独立性以及更不信任他人，但这些社会心理层面的变迁并不意味着人们的实际合作行为相应地降低。城市化的发展、社会分工的精细化、人口流动等也促使人们有了更多接触陌生人和与陌生人互动的机会，个体与熟人之间相互依赖性的降低反而促进与陌生人之间的依赖性，人们可能不信任他人，但在实际的社会适应过程中，面对相互依赖性的情境又必须与他人合作，这些都可能促进人们合作行为的上升。本研究的假设 1 和结果的不一致性在某种程度上也反映了人们的社会认知或心态与其实际的社会行为之间的背离，这启示我们除了关注人们的社会认知、人格特质等层面的心理变迁之外，更要关注人们实际的社会行为的变迁，而社会行为的变迁恰是以往研究所忽视或难以探讨的。我们期待未来有更多的研究关注人们社会行为的变迁，澄清人们可能存在的基于社会认知变化而推断出行为层面也相应变化的“错觉”，以更全面和客观地理解中国的社会变迁及其对人们心理和行为变迁的影响。

4.2 中美两国陌生人之间合作行为变迁的比较

尽管中美两国存在社会制度与文化差异，但两国社会中的合作行为都随着时间呈现上升趋势，表现出一定的相似性。以往研究表明，全球范围内不同国家的合作水平并没

有表现出明显的差异(Spadaro, Graf, et al., 2022)。社会文化变迁也会随着相似的社会生态、经济发展等现代化进程表现出共同的方向(Greenfield, 2013; Inglehart & Baker, 2000)。那么，中国和美国的陌生人之间的合作行为可能因为两国相似的现代化进程和社会变迁趋势(例如个体主义的升高和社会信任的下降)表现出趋同性。这种趋同性表明现代化进程中科技(如互联网和社交媒体)的发展和社会分工的复杂化、精细化使得人们在生活中更可能依赖陌生人，与陌生人进行互动，促进同一社会中以及不同社会间的陌生人之间的合作行为。总之，从进化以及社会变迁角度而言，合作行为始终是人类解决各种社会适应问题的重要策略(Boyd & Richerson, 2009)。未来研究需要在更多的国家或地区验证合作行为上升是否具有全球普遍性。

此外，与美国相比，中国社会中陌生人的合作行为有更大的上升幅度，表现出一定的特殊性，这可能反映了中国现代化进程的某些独特性。一方面，中国社会比美国等西方社会在更短时间内经历了更快速的工业化、城市化和全球化过程，这使得社会变迁具有时空压缩特点(景天魁, 2015)；近 20 年来，中国的经济发展、城市化和高等院校入学率等增长速度均显著高于美国(世界银行: https://data.worldbank.org/)，互联网的用户规模和产业发展等的增速也同样高于美国(方兴东, 陈帅, 2019)。另一方面，与美国等西方社会相比，在中国的现代化转型和社会变迁中，人们的个体化是一种国家管理下的个体化，即在人们从集体主义向个体主义发展的过程中，国家通过限定对集体和国家有利的行为方式和规范来管理个体化进程，个体也往往内化社会主义框架下的个体化发展方向(高海燕 等, 2022; 阎云翔, 2012)。那么，国家倡导的社会主义核心价值观与合作共赢等理念可能会同步增强日益上升的个体主义对合作行为的积极影响。这些都可能使中国社会中的合作行为在更短时间内表现出更明显的上升趋势。在社会文化变迁和文化群体选择的过程中，更加具有凝聚力和合作水平的群体将胜过低凝聚力与低合作水平的群体(Mesoudi, 2009)。中国社会中陌生人之间的合作行为呈现更大上升幅度的这种积极而快速的变化趋势，是中国内部凝聚力和社会资本增强的重要表现，也反映了中国社会体系变革带来的积极影响。这对于我国未来的持续发展，提高国家竞争力，应对世界百年未有之大变局，以及实现中华民族的伟大复兴都具有重要而积极的意义。

4.3 研究局限和未来展望

本研究存在以下几方面的局限。

第一，时间影响合作行为的效应量较小。尽管中国社会中陌生人的合作行为在 20

年间有显著的上升，但时间只能解释 1%的合作行为的变异，在控制其他研究特征后，时间也仅能解释 3%的合作行为的变异。但是，以往的一些横断历史元分析也发现类似大小的效应量，例如关于完美主义的变迁研究(Curran & Hill, 2019)、特质共情的变迁研究(Konrath et al., 2011)以及美国社会中合作行为变迁的研究(Yuan et al., 2022)均发现时间影响心理与行为的小到中等的效应量，尤其是时间对行为层面的影响更小。本研究中时间影响合作行为的效应量之所以较小，这一方面由于时间是影响合作行为的远端变量，另一方面由于研究者在社会困境行为实验中操纵的其他影响合作行为的变量(例如情绪)可能会削弱时间对合作行为的效应。即使如此，陌生人之间合作行为的微小提升可以在长时间的社会变迁中持续累积和自我强化，在整个社会层面依然可以产生显著的积极影响，尤其是这种上升趋势在社会发展中持续存在的时候。这种长久的合作行为上升趋势可能在不断累积和强化中逐渐提升社会的合作规范与合作价值观，进一步促进合作行为的上升，从而带来合作行为与社会规范和价值观的持续性的相互正向强化。

第二，与前人研究类似(Yuan et al., 2022)，本研究由于数据结构和研究方法的局限并不能排除社会指标与合作行为之间关系的其他混淆变量的影响，无法证明社会指标对合作行为具有因果效应。社会指标与合作行为之间的正相关也可能仅仅是因为所有的变量都随着时间发展线性增长而造成的虚假相关。未来研究需要使用纵向追踪设计或者时间序列数据来交叉验证本研究中的发现。此外，这些社会指标对合作行为均有正向预测作用，本研究也难以真正区分清哪些社会指标对合作行为的潜在影响更大，因为经济、城市化、社会人口流动、教育等各个指标在社会发展中相互影响和交织，而且每个指标影响合作行为的潜在机制也可能存在差异，现有的数据结构和已知的方法也不足以进行更多的分析、比较和解释。未来的研究需要进一步澄清各个社会指标与合作行为变迁之间的独特关系并分析和比较哪些社会指标在合作行为的变迁中发挥了更大的作用，从而更加精细和完整地理解合作行为变迁的潜在社会基础。

第三，本研究无法探讨哪些具体的心理过程或动机(如人们的合作价值观)随时间或社会变迁引发了合作行为的变化，也没法区分合作行为的上升反映的是人们工具性合作行为(即把合作行为用作实现目标的策略性工具)还是内在亲社会动机性合作行为的变迁(Sommet et al., 2023)。尽管如此，工具性和内在动机性合作行为的上升都有利于提高社会凝聚力，而且长久的合作行为上升也可能逐渐提升社会的合作规范，促进人们的合作价值观等更加内在的动机与社会偏好的上升，进一步促进人们的合作行为。我们呼吁

未来研究进一步探讨社会变迁因素通过什么具体心理路径或过程影响社会困境中合作行为的变化。

第四，本研究主要使用的是中国社会中的年轻成人群体且绝大多数样本为大学生，研究结果可能没法推广到中国社会中所有年龄段的群体。但是，社会困境的实验行为研究大多使用年轻的成人和大学生样本，而且与年长群体相比，年轻人也往往更容易受到社会规范、权威和社会变迁趋势的影响(Sears, 1986)，因此，使用该群体可以帮助我们很好地检验中国社会中合作行为变化的连续性以及社会变迁趋势的影响。以往研究也表明年轻的大学生群体和非大学生群体之间的合作行为并没有显著差异，并不影响合作行为的变迁(Yuan et al., 2022)。此外，年轻人群体是社会中极具代表性的主流群体，他们在年龄上“承上启下”，在社会发展中也是“承前启后”。年轻人，尤其是大学生群体通常是每一代人群中的佼佼者和未来社会的中流砥柱，在居住流动性和关系流动性日益升高的现代社会中，他们无论是在学校还是进入社会都需要不断地与陌生他人接触并建立新的人际关系，他们的合作行为变迁可以在很大程度上代表整个中国社会中陌生人合作行为的变化趋势。

总之，本研究发现，在中国现代化进程中，虽然陌生人社会不断扩展，人们的个体主义上升，社会信任下降，但是陌生人之间的合作行为(社会资本的重要指标)依然表现出上升趋势。这对我们理解中国社会资本的变迁提供了新的行为证据和视角，为我们团结应对世界百年未有之大变局提供了内部凝聚力增强的社会行为信号。我们推断，现代化的发展、社交媒体等科技创新并不一定削弱人们之间的联结，它们也可以促进陌生人之间的互动，促进同一社会中甚至不同社会之间的陌生人之间的合作行为。在整个中国社会以及人类社会持续的现代化发展中，随着城市化水平、独居率、关系流动性等的升高，未来的人们将更多地面临陌生人之间的互动，更需要依赖陌生人来实现个人或集体的目标。那么，更多社会中和不同社会之间的合作行为也可能表现出上升趋势。若真如此，这将有助于我们更加乐观地应对各种社会公共挑战，推动构建人类命运共同体，通过合作共赢来实现每个社会以及整个人类社会的未来发展。

参考文献

(注：纳入元分析的文献较多，此处未列出，关于详细的文献列表，详见补充材料，读者请访问 https://osf.io/hxguw/)

Acedo-Carmona, C., & Gomila, A. (2014). Personal trust increases cooperation beyond general trust. *PLOS ONE*, *9*(8), Article e105559. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0105559

Allik, J., & Realo, A. (2004). Individualism-collectivism and social capital. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *35*(1), 29–49. https://doi.org/10.1177/0022022103260381

Assink, M., & Wibbelink, C. J. (2016). Fitting three-level meta-analytic models in R: A step-by-step tutorial. *The Quantitative Methods for Psychology*, *12*(3), 154–174. https://doi.org/10.20982/tqmp.12.3.p154

Balliet, D., Li, N. P., Macfarlan, S. J., & Van Vugt, M. (2011). Sex differences in cooperation: A meta-analytic review of social dilemmas. *Psychological Bulletin, 137*(6), 881–909. https://doi.org/10.1037/a0025354

Balliet, D., Spadaro, G., Markovitch, B., & Beek, W. (2021, July). How did cooperation research change over time? Cooperation Databank. https://data.cooperationdatabank.org/coda/-/stories/change-over-time

Balliet, D., & Van Lange, P. A. M. (2013). Trust, conflict, and cooperation: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, *139*(5), 1090–1112. https://doi.org/10.1037/a0030939

Beilmann, M., Kööts-Ausmees, L., & Realo, A. (2018). The relationship between social capital and individualism–collectivism in Europe. *Social Indicators Research*, *137*(2), 641–664. https://doi.org/10.1007/s11205-017-1614-4

Benz, M., & Meier, S. (2008). Do people behave in experiments as in the field?—Evidence from donations. *Experimental Economics*, *11*(3), 268–281. https://doi.org/10.1007/s10683-007-9192-y

Berigan, N., & Irwin, K. (2011). Culture, cooperation, and the general welfare. *Social Psychology Quarterly, 74*(4), 341–360. https://doi.org/10.1177/0190272511422451

Boyd, R., & Richerson, P. J. (2009). Culture and the evolution of human cooperation. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, *364*(1533), 3281–3288. https://doi.org/10.1098/rstb.2009.0134

Brosnan, S. F., Salwiczek, L., & Bshary, R. (2010). The interplay of cognition and cooperation. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences, 365*(1553), 2699–2710. https://doi.org/10.1098/rstb.2010.0154

Cai, H. J., Huang, Z. H., Lin, L., Zhang M. Y., Wang X. O., Zhu, H. J., … Jing, Y. M. (2020). The psychological change of the Chinese people over the past half century: A literature review. *Advances in Psychological Science*, *28*(10), 1599–1688.

[蔡华俭，黄梓航，林莉，张明杨，王潇欧，朱慧珺, … 敬一鸣. (2020). 半个多世纪来中国人的心理与行为变化——心理学视野下的研究. *心理科学进展*, *28*(10), 1599–1688.]

Chen, X. P., & Li, S. (2005). Cross-national differences in cooperative decision-making in mixed-motive business contexts: The mediating effect of vertical and horizontal

individualism. *Journal of International Business Studies*, *36*(6), 622–636. https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8400169

Chudek, M., & Henrich, J. (2011). Culture–gene coevolution, norm-psychology and the emergence of human prosociality. *Trends in Cognitive Sciences*, *15*(5), 218–226. https://doi.org/10.1016/j.tics.2011.03.003

Columbus, S., Molho, C., Righetti, F., & Balliet, D. (2021). Interdependence and cooperation in daily life. *Journal of Personality and Social Psychology*, *120*(3), 626–650. https://doi.org/10.1037/pspi0000253

Cooper, G. A., & West, S. A. (2018). Division of labour and the evolution of extreme specialization. *Nature Ecology & Evolution*, *2*(7), 1161–1167. https://doi.org/10.1038/s41559-018-0564-9

Curran, T., & Hill, A. P. (2019). Perfectionism is increasing over time: A meta-analysis of birth cohort differences from 1989 to 2016. *Psychological Bulletin, 145*(4), 410–429. https://doi.org/10.1037/bul0000138

Dawes, R. M. (1980). Social dilemmas. *Annual Review of Psychology, 31*, 169–193. https://doi.org/10.1146/annurev.ps.31.020180.001125

Durkheim, E. (2019). The division of labor in society. In *Social stratification* (pp. 178–183). Routledge.

Fang, X. D., & Chen, S. (2019). Twenty-five years of internet in China. *Modern Communication (Journal of Communication University of China)*, *41*(4), 1–10.

[方兴东, 陈帅. (2019). 中国互联网 25 年. *现代传播（中国传媒大学学报)*, *41*(4), 1–10.]

Fehr, E., & Fischbacher, U. (2004). Social norms and human cooperation. *Trends in Cognitive*

Sciences, 8(4), 185–190. https://doi.org/10.1016/j.tics.2004.02.007

Francois, P., Fujiwara, T., & Van Ypersele, T. (2018). The origins of human prosociality: Cultural group selection in the workplace and the laboratory. *Science Advances*, *4*(9), Article eaat2201. https://doi.org/10.1126/sciadv.aat2201

Galizzi, M. M., & Navarro-Martinez, D. (2019). On the external validity of social preference games: A systematic lab-field study. *Management Science*, *65*(3), 976–1002. https://doi.org/10.1287/mnsc.2017.2908

Gao, H. Y., Wang, P., & Tan, K. R. (2022). Chinese social value change and its relevant factors: An age-period-cohort effect analysis. *Sociological Studies*, *37*(1), 156–178.

[高海燕，王鹏，谭康荣. (2022). 中国民众社会价值观的变迁及其影响因素——基于年龄—时期—世代效应的分析. *社会学研究*, *37*(1), 156–178.]

Ge, E., Chen, Y., Wu, J., & Mace, R. (2019). Large-scale cooperation driven by reputation, not fear of divine punishment. *Royal Society Open Science*, *6*, Article 190991. https://doi.org/10.1098/rsos.190991

Gelfand, M. J., Nishii, L. H., & Raver, J. L. (2006). On the nature and importance of cultural tightness-looseness. *Journal of Applied Psychology, 91*(6), 1225–1244. https://doi.org/10.1037/0021-9010.91.6.1225

Greenfield, P. M. (2013). The changing psychology of culture from 1800 through 2000. *Psychological Science*, *24*(9), 1722–1731. https://doi.org/10.1177/0956797613479387

Greenfield, P. M. (2016). Social change, cultural evolution, and human development. *Current Opinion in Psychology*, *8*, 84–92. https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2015.10.012

Gunia, B. C., Brett, J. M., Nandkeolyar, A. K., & Kamdar, D. (2011). Paying a price: Culture, trust, and negotiation consequences. *Journal of Applied Psychology, 96*(4), 774–789. https://doi.org/10.1037/a0021986

Haesevoets, T., Van Hiel, A., Dierckx, K., & Reinders Folmer, C. (2020). Do multiple-trial games better reflect prosocial behavior than single-trial games?. *Judgment and Decision Making*, *15*(3), 330–345. http://hdl.handle.net/1854/LU-8691547

Hamamura, T. (2012). Are cultures becoming individualistic? A cross-temporal comparison of individualism–collectivism in the United States and Japan. *Personality and Social Psychology Review*, *16*(1), 3–24. https://doi.org/10.1177/1088868311411587

Hamamura, T., & Xu, Y. (2015). Changes in Chinese culture as examined through changes in personal pronoun usage. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *46*(7), 930–941. https://doi.org/10.1177/0022022115592968

Hayes, A. F., & Krippendorff, K. (2007). Answering the call for a standard reliability measure for coding data. *Communication Methods and Measures*, *1*(1), 77–89. https://doi.org/10.1080/19312450709336664

Henrich, J. (2004). Cultural group selection, coevolutionary processes and large-scale cooperation. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *53*(1), 3–35. https://doi.org/10.1016/S0167-2681(03)00094-5

Huang, S. A., & Zhang, S. (2013). How did cooperative behavior evolve: A summary and review. *Social Sciences in China*, (7), 79–91.

[黄少安，张苏. (2013). 人类的合作及其演进研究. *中国社会科学*, (7), 79–91.]

Inglehart, R., & Baker, W. E. (2000). Modernization, cultural change, and the persistence of

traditional values. *American Sociological Review*, *65*(1), 19–51. https://doi.org/10.2307/2657288

Isaac, R. M., Walker, J. M., & Thomas, S. H. (1984). Divergent evidence on free riding: An experimental examination of possible explanations. *Public Choice*, *43*(2), 113–149. https://doi.org/10.1007/BF00140829

Jin, S., Spadaro, G., & Balliet, D. (2021). *Institutions and cooperation: A meta-analysis of rules in social dilemmas* [Manuscript submitted for publication]. Department of Experimental and Applied Psychology, Vrije Universiteit Amsterdam.

Jing, T. K. (2015). The time-space compression and social construction in China. *Journal of Lanzhou University (Social Sciences)*, *43*(5), 1–9.

[景天魁. (2015). 时空压缩与中国社会建设. *兰州大学学报: 社会科学版*, *43*(5), 1–9.]

Jing, Y., Cai, H., Bond, M. H., Li, Y., Stivers, A. W., & Tan, Q. (2021). Levels of interpersonal trust across different types of environment: The micro–macro interplay between relational distance and human ecology. *Journal of Experimental Psychology: General, 150*(7), 1438–1457. https://doi.org/10.1037/xge0000997

Jones, G. (2008). Are smarter groups more cooperative? Evidence from prisoner's dilemma experiments, 1959–2003. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *68*(3–4), 489–497. https://doi.org/10.1016/j.jebo.2008.06.010

Kemmelmeier, M., Jambor, E. E., & Letner, J. (2006). Individualism and good works: Cultural variation in giving and volunteering across the United States. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 37*(3), 327–344. https://doi.org/10.1177/0022022106286927

Komorita, S. S. (1976). A model of the N-person dilemma-type game. *Journal of Experimental Social Psychology, 12*(4), 357–373. https://doi.org/10.1016/S0022-1031(76)80004-2

Konrath, S. H., O'Brien, E. H., & Hsing, C. (2011). Changes in dispositional empathy in American college students over time: A meta-analysis. *Personality and Social Psychology Review*, *15*(2), 180–198. https://doi.org/10.1177/1088868310377395

Li, L. L., & Wang, P. (2018). Changing social attitudes in China in transition (2005–2015). *Social Sciences in China*, (3), 83–101.

[李路路，王鹏. (2018). 转型中国的社会态度变迁 (2005–2015). *中国社会科学*, (3), 83–101.]

Lin, J., Li, W., Guo, Z., & Kou, Y. (2023). When and why does economic inequality predict prosocial behaviour? Examining the role of interpersonal trust among different targets. *European Journal of Social Psychology*. Advance online publication. https://doi.org/10.1002/ejsp.3007

Lipsey, M. W., & Wilson, D. B. (2001). *Practical meta-analysis*. Sage Publications, Inc.

Liu, J., & Lynn, R. (2013). An increase of intelligence in China 1986–2012. *Intelligence*, *41*(5), 479–481. https://doi.org/10.1016/j.intell.2013.06.017

Mesoudi, A. (2009). How cultural evolutionary theory can inform social psychology and vice versa. *Psychological Review, 116*(4), 929–952. https://doi.org/10.1037/a0017062

Moreira, J., Vukov, J., Sousa, C., Santos, F. C., d'Almeida, A. F., Santos, M. D., & Pacheco, J. M. (2013). Individual memory and the emergence of cooperation. *Animal Behaviour*, *85*(1), 233–239. https://doi.org/10.1016/j.anbehav.2012.10.030

Murnighan, J. K., & Wang, L. (2016). The social world as an experimental game. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, *136*, 80–94. https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2016.02.003

National Bureau of Statistics. (2021). *China statistical yearbook*. Beijing: China Statistics Press.

[国家统计局. (2021). *中国统计年鉴*. 北京：中国统计出版社.]

Nowak, M. A., & Sigmund, K. (1998). Evolution of indirect reciprocity by image scoring. *Nature*, *393*(6685), 573–577. https://doi.org/10.1038/31225

Oyserman, D., Coon, H. M., & Kemmelmeier, M. (2002). Rethinking individualism and collectivism: Evaluation of theoretical assumptions and meta-analyses. *Psychological Bulletin, 128*(1), 3–72. https://doi.org/10.1037/0033-2909.128.1.3

Pennisi, E. (2005). How did cooperative behavior evolve?. *Science*, *309*(5731), 93–93. https://doi.org/10.1126/science.309.5731.93

Pietschnig, J., & Voracek, M. (2015). One century of global IQ gains: A formal meta-analysis of the Flynn effect (1909–2013). *Perspectives on Psychological Science*, *10*(3), 282–306. https://doi.org/10.1177/1745691615577701

Pletzer, J. L., Balliet, D., Joireman, J., Kuhlman, D. M., Voelpel, S. C., & Van Lange, P. A. M. (2018). Social value orientation, expectations, and cooperation in social dilemmas: A meta-analysis. *European Journal of Personality*, *32*(1), 62–83. https://doi.org/10.1002/per.2139

Proto, E., Rustichini, A., & Sofianos, A. (2014). Higher intelligence groups have higher cooperation rates in the repeated prisoner's dilemma. IZA Discussion Paper No. 8499, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2505361

Putnam, R. D. (2000). *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. New York: Simon & Schuster.

Putnam, R. D. (2001). Civic disengagement in contemporary America. *Government and Opposition*, *36*(2), 135–156. https://www.jstor.org/stable/44482937

R Core Team. (2019). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. http://www.r-project.org/

Rand, D. G., & Nowak, M. A. (2013). Human cooperation. *Trends in Cognitive Sciences*, *17*(8), 413–425. https://doi.org/10.1016/j.tics.2013.06.003

Rapoport, A. (1967). A note on the "index of cooperation" for prisoner's dilemma. *Journal of Conflict Resolution*, *11*(1), 100–103. https://doi.org/10.1177/002200276701100108

Richerson, P., Baldini, R., Bell, A. V., Demps, K., Frost, K., Hillis, V., ... & Ross, C. (2016). Cultural group selection plays an essential role in explaining human cooperation: A sketch of the evidence. *Behavioral and Brain Sciences*, *39*, 1–46. https://doi.org/10.1017/S0140525X1400106X

Romano, A., Sutter, M., Liu, J. H., & Balliet, D. (2021). Political ideology, cooperation and national parochialism across 42 nations. *Philosophical Transactions of the Royal Society B*, *376*(1822), Article 20200146. https://doi.org/10.1098/rstb.2020.0146

Santos, H. C., Varnum, M. E., & Grossmann, I. (2017). Global increases in individualism. *Psychological Science*, *28*(9), 1228–1239.

https://doi.org/10.1177/0956797617700622

Sears, D. O. (1986). College sophomores in the laboratory: Influences of a narrow data base on social psychology's view of human nature. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*(3), 515–530. https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.3.515

Shank, D. B., Kashima, Y., Peters, K., Li, Y., Robins, G., & Kirley, M. (2019). Norm talk and human cooperation: Can we talk ourselves into cooperation? *Journal of Personality and Social Psychology, 117*(1), 99–123. https://doi.org/10.1037/pspi0000163

Soler, M. (2012). Costly signaling, ritual and cooperation: Evidence from Candomblé, an Afro-Brazilian religion. *Evolution and Human Behavior*, *33*(4), 346–356. https://doi.org/10.1016/j.evolhumbehav.2011.11.004

Sommet, N., Weissman, D. L., & Elliot, A. J. (2023). Income inequality predicts competitiveness and cooperativeness at school. *Journal of Educational Psychology, 115*(1), 173–191. https://doi.org/10.1037/edu0000731

Spadaro, G., Graf, C., Jin, S., Arai, S., Inoue, Y., Lieberman, E., Rinderu, M. I., Yuan, M., Van Lissa, C. J., & Balliet, D. (2022). Cross-cultural variation in cooperation: A meta-analysis. *Journal of Personality and Social Psychology, 123*(5), 1024–1088. https://doi.org/10.1037/pspi0000389

Spadaro, G., Tiddi, I., Columbus, S., Jin, S., ten Teije, A., & Balliet, D. (2022). The Cooperation Databank: Machine-readable science accelerates research synthesis. *Perspectives on Psychological Science*, *17*(5), 1472–1489. https://doi.org/10.1177/17456916211053319

Stevens, J. R., & Hauser, M. D. (2004). Why be nice? Psychological constraints on the evolution of cooperation. *Trends in Cognitive Sciences*, *8*(2), 60–65. https://doi.org/10.1016/j.tics.2003.12.003

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Allyn & Bacon.

Thielmann, I., Böhm, R., Ott, M., & Hilbig, B. E. (2021). Economic games: An introduction and guide for research. *Collabra: Psychology*, *7*(1), 19004. https://doi.org/10.1525/collabra.19004

Thielmann, I., Spadaro, G., & Balliet, D. (2020). Personality and prosocial behavior: A theoretical framework and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, *146*(1), 30–90. https://doi.org/10.1037/bul0000217

Thomson, R., Yuki, M., Talhelm, T., Schug, J., Kito, M., Ayanian, A. H., ... & Ferreira, C. M. (2018). Relational mobility predicts social behaviors in 39 countries and is tied to historical farming and threat. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *115*(29), 7521–7526. https://doi.org/10.1073/pnas.1713191115

Twenge, J. M. (2000). The age of anxiety? The birth cohort change in anxiety and neuroticism, 1952–1993. *Journal of Personality and Social Psychology*, *79*(6), 1007–1021. https://doi.org/10.1037/0022-3514.79.6.1007

Twenge, J. M, & Campbell, W. K. (2001). Age and birth cohort differences in self-esteem: A cross-temporal meta-analysis. *Personality and Social Psychology Review*, *5*(4), 321–344. https://doi.org/10.1207/S15327957PSPR0504_3

Twenge, J. M., Zhang, L., & Im, C. (2004). It's beyond my control: A cross-temporal meta-analysis of increasing externality in locus of control, 1960-2002. *Personality and Social Psychology Review*, *8*(3), 308–319. https://doi.org/10.1207/s15327957pspr0803_5

Van Buuren, S. & Groothuis-Oudshoorn, K. (2011). Mice: Multivariate imputation by chained equations in R. *Journal of Statistical Software*, *45*(3), 1–67. https://doi.org/10.18637/jss.v045.i03

Van de Vliert, E., & Van Lange, P. A. M. (2019). Latitudinal psychology: An ecological perspective on creativity, aggression, happiness, and beyond. *Perspectives on Psychological Science*, *14*(5), 860–884. https://doi.org/10.1177/1745691619858067

Van Lange, P. A. M., Joireman, J., Parks, C. D., & Van Dijk, E. (2013). The psychology of social dilemmas: A review. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, *120*(2), 125–141. https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2012.11.003

Van Lange, P. A. M., & Rand, D. G. (2022). Human cooperation and the crises of climate change, COVID-19, and misinformation. *Annual Review of Psychology, 73*, 370–402. https://doi.org/10.1146/annurev-psych-020821-110044

Viechtbauer, W. (2010). Conducting meta-analyses in R with the metaphor package. *Journal of Statistical Software*, *36*(3), 1–48. https://doi.org/10.18637/jss.v036.i03

Wu, J., Balliet, D., & Van Lange, P. A. M. (2016). Reputation management: Why and how gossip enhances generosity. *Evolution and Human Behavior*, *37*(3), 193–201. https://doi.org/10.1016/j.evolhumbehav.2015.11.001

Xie, Y., & Zhou, X. (2014). Income inequality in today's China. *Proceedings of the National*

Academy of Sciences, *111*(19), 6928–6933. https://doi.org/10.1073/pnas.1403158111

Xin, Z. Q. (2019). Marketization and interpersonal trust decline in China. *Advances in Psychological Science*, *27*(12), 1951–1966.

[辛自强. (2019). 市场化与人际信任变迁. *心理科学进展*, *27*(12), 1951–1966.]

Xin, Z. Q., & Chi, L. P. (2008). Cross-temporal meta-analysis: Linking social change to psychological development. *Journal of East China Normal University (Educational Sciences)*, *26*(2), 44–51.

[辛自强, 池丽萍. (2008). 横断历史研究: 以元分析考察社会变迁中的心理发展. *华东师范大学学报 (教育科学版)*, *26*(2), 44–51.]

Xin, Z., & Xin, S. (2017). Marketization process predicts trust decline in China. *Journal of Economic Psychology*, *62*, 120–129. https://doi.org/10.1016/j.joep.2017.07.001

Yan, Y. X. (2012). *The individualization of Chinese society* (p.344) (Y. Lu et al., Tans.). Shanghai: Shanghai Translation Publishing House.

[阎云翔. (2012). *中国社会的个体化* (p.344) (陆洋 等译). 上海: 上海译文出版社.]

Yuan, M., Spadaro, G., Jin, S., Wu, J., Kou, Y., Van Lange, P. A. M., & Balliet, D. (2022). Did cooperation among strangers decline in the United States? A cross-temporal meta-analysis of social dilemmas (1956–2017). *Psychological Bulletin, 148*(3–4), 129–157. https://doi.org/10.1037/bul0000363

Yuki, M., & Schug, J. (2020). Psychological consequences of relational mobility. *Current Opinion in Psychology*, *32*, 129–132. https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2019.07.029

The changes in cooperation among strangers in China: A cross-temporal meta-analysis of social dilemmas (1999~2019)

YUAN Mingliang[1], WU Junhui[2, 3], JIN Shuxian[4], LIN Jing[5], KOU Yu[5], PAUL A. M. Van Lange[6]

([1] *Department of Psychology, School of Humanities and Social Sciences, Anhui Agricultural University, Hefei 230036, China*) ([2] *CAS Key Laboratory of Behavioral Science, Institute of Psychology, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101, China*) ([3] *Department of Psychology, University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China*) ([4] *School of Psychology, University of Sussex, Brighton BN19RH, United Kingdom*) ([5] *Beijing Key Laboratory of Applied Experimental Psychology, National Demonstration Center for Experimental Psychology Education (Beijing Normal University), Institute of Developmental Psychology, Beijing Normal University, Beijing 100875, China*) ([6] *Department of Experimental and Applied Psychology, Institute for Brain and Behavior Amsterdam (IBBA), VU Amsterdam, Amsterdam 1081BT, The Netherlands*)

Abstract

Cooperation among strangers is a key feature of social capital which facilitates societies to effectively compete with other societies. Notably, cooperation among strangers does not remain permanent or stable within a society but can shift with changes in ecology and culture.

In the past few decades, China has experienced tremendous social changes, mainly manifested in rapid economic growth, rising urbanization level, more widespread higher education, and rapid development of the internet. Meanwhile, people's residential mobility and social interaction scope has expanded. Acquaintance society has been shrinking while stranger society has been expanding. Interpersonal trust has declined and individualism has increased. However, little is known about whether cooperation (operationalized as cooperative behavior in social dilemmas) among strangers has shifted along with above societal changes within Chinese society. Thus, based on the history of experimental research on cooperation among young Chinese adults in situations involving conflicting interests (i.e., social dilemmas), this study meta-analyzed 254 studies conducted between 1999 and 2019 with 302 unique samples and effect sizes involving 29,249 participants to test for possible changes over time in cooperation among strangers.

We conducted meta-regression analyses applying a three-level mixed-effects meta-regression model and performed multiple imputation to handle missing data in our model. For all analyses, year of data collection was entered as the predictor, and the cooperation estimate as the outcome variable. In addition, we also simultaneously added the study characteristic variables (i.e., dilemma type, proportion of male participants, repetitions, group size, *K* index, communication, sanctions, and period of cooperation) as control variables to the meta-

regression models to rule out the possibility that changes in cooperation are explained by study characteristics. Finally, we also calculated the magnitude of change in cooperation and reported the correlations between the sociocultural indicators and cooperation.

We found cooperation among strangers increased over time in Chinese society: The cooperation rate had increased from 0.33 in 1999 to 0.45 in 2019 after controlling for other variables. In addition, some societal indicators (e.g., societal wealth, urbanization level, higher education level, and internet penetration rate) measured 10 to 5 years prior to measures of cooperation were found to be positively associated with cooperation, suggesting that they may be potential societal underpinnings of increases in cooperation. The cooperative behavior among strangers in China and the United States shows a similar upward trend, but cooperation in Chinese society has a larger increase in a shorter period. These findings have important implications for boosting public confidence in solving present and future challenges.

Keywords cooperation, social capital, social dilemmas, cross-temporal meta-analysis, social change